

PERMANENTE LOONLASTEN- VERLAGINGEN VOOR OUDERE WERKNEMERS. EFFECTIEF INSTRUMENT VOOR BEHOUD VAN TEWERKSTELLING EN VOOR UITSTEL VAN BRUGPENSIOEN?¹

DOOR | **ANDREA ALBANESE* EN BART COCKX****

* Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER), Universiteit Gent (SHERPPA)

** Universiteit Gent (SHERPPA), Université Catholique de Louvain (IRES), IZA (Bonn) en CESifo (München)

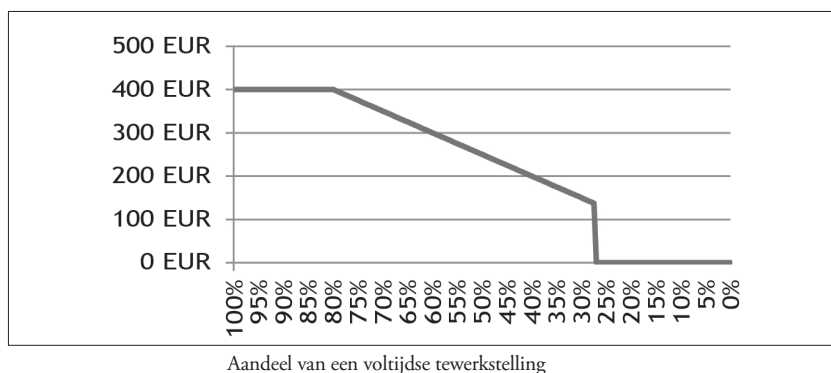
1. VRAAGSTELLING EN VERWACHTINGEN

De dalende werkgelegenheidsgraad ten gevolge van de veroudering van de bevolking en de verhoogde levensverwachting vormen in de komende decennia belangrijke uitdagingen voor de economische groei en voor het behoud van de Welvaartsstaat in de ontwikkelde wereld. Gedeeltelijk in reactie op deze uitdagingen legde de Europese Unie (EU) in juni 2010 de “2020-strategie” vast. Een van de belangrijkste doelstellingen van deze strategie is het verhogen van de werkgelegenheidsgraad van 69% in 2010 tot 75% tegen 2020. De verhoging van de activiteitsgraad van oudere werknemers speelt hierin een cruciale rol (Europese Commissie, 2010). In België is de werkgelegenheidsgraad voor oudere werknemers één van de laagste van de EU. In 2013 bereikte deze voor de bevolking tussen 55 en 64 jaar slechts 42% tegenover 50% in de EU27. Niettemin is er vooruitgang geboekt. Sedert 2000 heeft de Belgische federale overheid een reeks maatregelen genomen die de tewerkstelling van ouderen aanmoedigen (Dejemeppe et al., 2015), en is de werkgelegenheidsgraad van oudere werknemers met 16,7 procentpunten toegenomen (Eurostat, 2015). De vraag is in welke mate deze positieve evolutie

(1) Dit is een Nederlandstalige samenvatting van de tekst met titel: “Permanent Wage Cost Subsidies for Older Workers. An Effective Tool for Employment Retention and Postponing Early Retention”. Voor alle technische details verwijzen we naar de Engelstalige versie. Dit onderzoek werd gefinancierd door Federaal Wetenschapsbeleid (BELSPO) in het Programma “Samenleving en Toekomst” (contract nr. TA/00/044). Andrea Albanese werd ook gedeeltelijk gefinancierd door het Bijzonder Onderzoeksfonds van de Universiteit Gent (code 01SF3612). De data werden beschikbaar gesteld door de Kruispuntbank voor de Sociale Zekerheid (verslag nr. 12/080 van het Sectoraal Comité van de Sociale Zekerheid en van de Gezondheid, afdeling Sociale Zekerheid). We danken de anonieme recensent voor de grondige lezing van ons artikel en voor de waardevolle opmerkingen.

een gevolg is van het gevoerde beleid en, zo ja, welke van deze maatregelen het meest doeltreffend waren. Dit onderzoek beantwoordt een deelaspect hiervan. Het tracht de effecten op tewerkstelling en lonen te meten van de loonlastenverlaging die de Belgische overheid in 2002 voor oudere werknemers heeft ingevoerd.² Andere landen hebben gelijkaardige loonlastenverlagingen doorgevoerd, zodat ons onderzoek ook interesse kan opwekken bij beleidsvoerders in andere landen.³

FIGUUR 1: HET BEDRAG PER KWARTAAL VAN DE LOONLASTENVERLAGING NAARGELANG VAN DE GEWERKTE TIJD



In België werden vanaf het tweede kwartaal van 2002 de werkgeversbijdragen voor de sociale zekerheid permanent met 400 EUR/kwartaal verminderd voor elke voltijdse werknemer in de private sector ouder dan 58 jaar. Deze toekenning gebeurde automatisch en de opname ervan bedroeg daardoor bijna 100%. In figuur 1 geven we het bedrag van de vermindering weer naargelang van de gewerkte tijd. Er werd enkel een vermindering toegekend voor werknemers die meer dan één derde van een voltijdsequivalent werkten. Voor deeltijdse werknemers met een werkrooster van minder dan 80% van een voltijdse nam de vermindering toe a rato van de effectieve arbeidstijd in verhouding tot die van een voltijdse werknemer en vermenigvuldigd met 1,25: voor een werknemer die 33% van een voltijdsequivalent werkt, is de

(2) We rapporteren enkel de effecten van deze maatregel op mannelijke werknemers. We onderzochten eveneens de effecten hiervan op vrouwen, maar, hoewel de resultaten niet veel verschilden van deze voor mannen, stond de analyse op de vrouwelijke deelsteekproef niet alle betrouwbaarheidstoetsen, waardoor we niet kunnen uitsluiten dat deze resultaten vertekend zijn.

(3) In de OESO gaat dit bijvoorbeeld over de volgende landen: Denemarken, Duitsland, Finland, Frankrijk, Nederland, Oostenrijk, de Verenigde Staten van Amerika, het Verenigd Koninkrijk en Zweden. Een beschrijving van deze maatregelen kan de geïnteresseerde lezer vinden in de Internet Appendix van het Engelstalige onderzoeksrapport.

vermindering bijgevolg gelijk aan 165 EUR ($0.33 \times 1.25 \times 400 = 165$); indien dit aandeel 80% (of meer) bedraagt, wordt de vermindering maximaal, d.w.z. gelijk aan 400 EUR ($0.80 \times 1.25 \times 400 = 400$). Gemiddeld genomen drukte deze lastenverlaging de loonkosten van alle rechthebbenden met vier procent. Omdat het om een forfaitair bedrag ging, daalde dit aandeel met het loon. Het maximum bedroeg 13,8%. Dit werd bereikt bij een 80% deeltijdse tewerkstelling aan het wettelijke minimumloon. In 2004 vertegenwoordigden de uitgaven van deze lastenverlaging 0,034% van het bruto binnenlands product (bbp). Tussen 2004 en 2011 werd voor deze lastenverlagingen niet minder dan 1,3 miljard EUR uitgegeven. Dit geeft het maatschappelijke belang van een degelijke evaluatie aan, te meer daar de maatregel nog steeds in voege is. De bedragen zijn intussen wel aangepast en de in aanmerking genomen leeftijdsgroepen werden eerst verruimd en vervolgens weer verengd. In 2004 werd de leeftijdsvoorwaarde tot 57 jaar verlaagd en sedert 2007 kwamen werknemers ouder dan 50 met een bruto arbeidsinkomen van minder dan 12.000 EUR/kwartaal in aanmerking voor een met de leeftijd progressief stijgende lastenverlaging tot 57 jaar. Werknemers ouder dan 57 bleven gerechtigd ongeacht hun inkomen. Sedert 2013 verleent de federale overheid geen lastenverlagingen meer voor werknemers jonger dan 54 en werd de hogergenoemde inkomensvoorwaarde opgelegd aan *alle* oudere werknemers. In het kader van de zesde Staatshervorming werden de lastenverlagingen voor oudere werknemers, zoals die van andere doelgroepen, een gewestelijke bevoegdheid. Vlaanderen heeft in dat kader sedert juli 2016 de leeftijdsgrens van de permanente lastenverlagingen voor oudere werknemers verhoogd van 54 tot 55 jaar. Bij het schrijven van dit hoofdstuk stonden ook Brussel en Wallonië op het punt om eenzelfde leeftijdsverhoging door te voeren en een naargelang van de leeftijd progressievere lastenverlaging dan in Vlaanderen. In Vlaanderen bestaat er bovendien niet alleen een permanente lastenverlaging voor zittende oudere werknemers, maar sedert 2006 ook een premie voor de aanwerving van oudere werklozen. Een evaluatie van deze aanwervingspremies valt buiten het bestek van deze studie.

Welke effecten van een lastenverlaging voor oudere werknemers kunnen we vanuit de economische theorie en vanuit bestaande empirische studies verwachten? Vanuit de standaard economische theorie weten we dat in een perfect competitieve arbeidsmarkt loonlastenverlagingen de werkgelegenheid enkel kan verhogen in de mate dat zowel arbeidsvraag als -aanbod voldoende loonelastisch zijn (bv. Katz, 1996). Er bestaat echter naar ons weten geen enkele econometrische studie die de elasticiteit van de vraag naar oudere werknemers meet, en met betrekking tot het arbeidsaanbod zijn de conclusies van bestaande studies gemengd.⁴ Op basis van deze literatuur is het bijgevolg moeilijk om voorspellingen te maken over de effecten van deze loonlastenverlagingen. Een andere groep studies evalueert rechtstreeks de effecten van lastenverlagingen voor werknemers en aan werkgevers, maar er zijn maar weinig

(4) Zie Albanese en Cockx, 2015, voor een samenvatting van deze literatuur.

onderzoekers die dit hebben bestudeerd voor ouderen. Ammermüller et al. (2006) en Brussig et al. (2006) vinden in Duitsland positieve effecten van een werkbonus op de tewerkstelling van ouderen, maar deze zijn statistisch niet verschillend van nul. In een andere Duitse studie rapporteren Boockmann et al. (2012) enkel voor oudere vrouwen in Oost-Duitsland statistisch significant positieve effecten van een aanwervingspremie. Dit zou voornamelijk het gevolg zijn van een langere subsidieerduur en een hogere werkloosheidsgraad in die regio. In geval van hoge werkloosheid is er immers minder kans dat de premie geabsorbeerd wordt door hogere looneisen. De studie van Huttunen et al. (2013) is voor ons de meest relevante. Deze studie bestudeert de effecten van een tijdelijke (vijf jaar durende) loonlastenverlaging in Finland voor werknemers met een laag loon en ouder dan 54 jaar.⁵ Ondanks dat hun resultaten met zeer grote nauwkeurigheid geschat werden, vinden deze onderzoekers zeer kleine effecten op zowel de tewerkstellingskansen als op de arbeidsduur die geen van alle statistisch significant van nul verschillen. Of de interventie het loon beïnvloed heeft, is niet duidelijk, omdat hun analyses op dat vlak geen robuuste resultaten opleveren. Ze vinden wel kleine positieve en statistisch significante effecten op de arbeidsduur van werknemers ouder dan 58. Een verklaring is dat deze leeftijdsgroep in aanmerking komt voor een deeltijds pensioen, want dit verhoogt de elasticiteit van het arbeidsaanbod van deze groep.

Op basis van de bestaande empirische literatuur mogen we dus geen of slechts kleine effecten van een lastenverlaging op tewerkstelling, arbeidsduur *en* loon verwachten. Deze resultaten staan haaks op de verwachtingen van de standaard economische theorie. Een klein effect op de tewerkstelling zou kunnen volgen uit een zeer inelastisch arbeidsaanbod of -vraag, maar dan zou dit moeten reflecteren in een hoger loon en dat is niet wat we vaststellen. Een mogelijke verklaring is dat oudere werknemers meer kosten dan wat ze opbrengen voor de werkgever. Men spreekt van een “loon-productiviteitswig”. Deze wig kan het gevolg zijn van leeftijdsgebonden productiviteitsdalingen, mogelijk als gevolg van de snelle technologische evolutie, voornamelijk relevant voor arbeiders in de industrie. Voor bedienden kan deze wig tot stand komen door een verloning die gebaseerd is op anciënniteit en waardoor het loon op het einde van de carrière geleidelijk de productiviteit overtreft (Lazear, 1979). In wetenschappelijk onderzoek stelt Vandenberghe et al. (2013, fig. 1) vast dat in België het loon de productiviteit gemiddeld genomen overstijgt vanaf 56 jaar.⁶ Deze vaststelling werd niet alleen voor België, maar ook voor andere landen gemaakt.⁷ Hoge afdankingskosten, antidiscriminatiewetgeving en het bewaren van sociale vrede (Claes, 2012, p. 38), verklaren waarom werkgevers deze te dure oudere

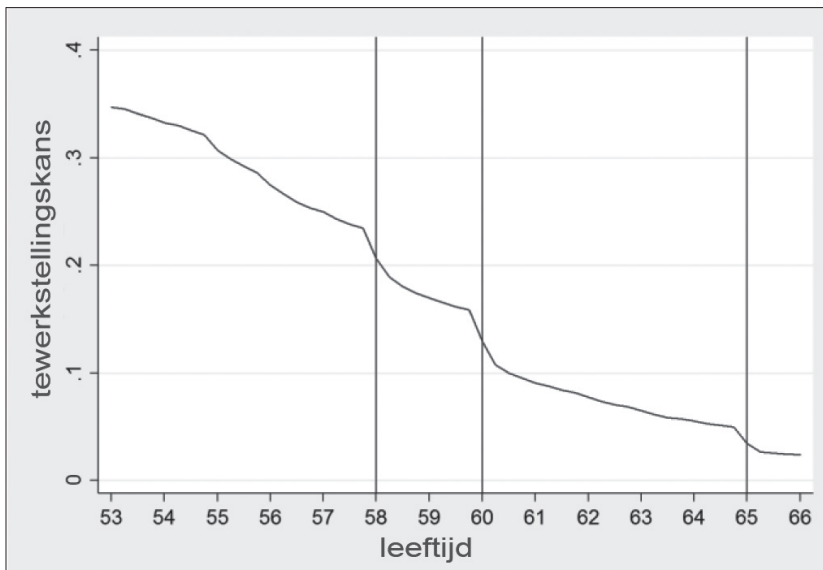
(5) In verhouding tot de loonkosten bedroeg de loonlastenverlaging in Finland maximaal 13% en is die dus vergelijkbaar met die in België.

(6) Zie ook Cataldi et al., 2012.

(7) In het Engelstalige werkdocument kan de lezer verwijzingen vinden naar studies die dit vaststellen.

werknemers niet afdanken. Een loonlastenverlaging voor deze werknemers kan in dat geval geen enkel effect hebben, omdat ze alleen het verlies verlicht van de werkgever voor het in dienst houden van deze werknemers.

FIGUUR 2: HET VERLOOP VAN DE TEWERKSTELLINGSKANS MET LEEFTIJD



Niettegenstaande deze loon-productiviteitswig verwachten we dat de hier bestudeerde lastenverlaging wel een specifieke groep werknemers aan het werk kan houden. Dit komt omdat de verlaging gericht is op een leeftijdsgroep ouder dan 58, voor wie de kans op vervroegde uittrede scherp verhoogt (zie figuur 2). Rond 2002 was er immers in vele sectoren een collectieve arbeidsovereenkomst (cao) van kracht die een algemene afvloeiing naar brugpensioen vanaf 58 jaar mogelijk maakte. Sommige bedrijven maakten hiervan intensief gebruik om met behoud van sociale vrede hun te dure oudere werknemers te laten afvloeien. Voor de bedrijven is het op brugpensioen stellen echter niet kosteloos. Ze zullen deze kosten afwegen tegen de baten (de uitgespaarde loon-productiviteitswig tot aan het reguliere pensioen). Zodra een werknemer de gerechtigde leeftijd heeft bereikt, zal de werkgever hem op brugpensioen stellen in de mate dat deze baten de kosten overstijgen.⁸ Het is duidelijk dat een loonlastenverlaging deze baten verlaagt. Daarom verwacht-

(8) Vóór de gerechtigde leeftijd dankt de werkgever deze werknemers niet af om de sociale vrede te bewaren.

ten we dat deze verlaging brugpensioengerechtigden wel langer aan het werk kan houden. Dit onderzoek bevestigt deze hypothese. Tegelijk kunnen we echter vrezen dat de positieve effecten voor deze specifieke groep gedeeltelijk ten koste gaan van de onmiddellijk jongere groep, voor wie de werkgevers geen voordeel ontvangen. Ook hiervoor vinden we evidentie. Hierdoor wordt het positieve tewerkstellingseffect grotendeels tenietgedaan.

We bespreken nu eerst de data die voor dit onderzoek gebruikt werden. In een volgende sectie leggen we de methode uit die we gebruiken om de effecten van de loonlastenverlaging te identificeren. Er volgt dan een voorstelling en bespreking van de resultaten. Vooraleer te besluiten, stellen we nog beknopt de kosten-batenanalyse voor die we voor dit onderzoek hebben uitgevoerd.

2. DATA

Voor de analyse trokken we uit het Rijksregister een endogeen gestratificeerde toevalssteekproef van de geboortecohorten 1941 tot 1950 (tussen 52 en 61 jaar oud in 2002) en koppelden die informatie aan de zogenaamde “Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming” van de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid. De Datawarehouse koppelt voor alle Belgische residenten informatie die beschikbaar is in de diverse socialezekerheidsinstellingen. Deze administratieve data zijn heel rijk en maken het mogelijk om sedert 1998 op kwartaalbasis de gedetailleerde arbeidshistoriek en looninformatie van individuen te reconstrueren. Voor de private sector kan hiermee zelfs de beroeps carrière tot in 1957 worden beschreven. In onze analyse maken we uitgebreid van deze informatie gebruik, niet alleen om de uitkomsten waarin we geïnteresseerd zijn, te meten (tewerkstellingskans, kans om aan het werk te blijven, arbeidsduur, uurloon, brugpensionering en andere vervroegde uittredkanalen), maar ook om de “behandelde” groep (personen ouder dan 58 voor wie vanaf 2002 de loonlastenverlaging van toepassing is) meer vergelijkbaar te maken met de jongere controlegroepen. Voor deze doeleinden van vergelijkbaarheid meten we deze informatie minstens 7 kwartalen vóór het moment waarop de uitkomst betrekking heeft. Dit vermijdt dat de uitkomst invloed uitoefent op de controlevariabelen, wat de meting van het causale effect van de lastenverlaging op deze uitkomst zou vertekenen.

De arbeidsgeschiedenis wordt gevat door (i) de arbeidspositie 7 kwartalen voordat de uitkomst gemeten wordt (inactief, werkloos, zelfstandige, ambtenaar, al dan niet werkzaam in de publieke sector; werkloosheidsduur in maanden; effectieve arbeidstijd in 3 klassen (0-30%, 31-80%, 81-100% van een voltijds equivalent); sector gegroepeerd tot op het eerste of tweede digitaalniveau; al dan niet in tijdscrediet; werkloosheidsuitkeringsniveau in EUR/maand; werktijdregime (voltijds, deeltijds

of speciaal); bedrijfsgrootte in 10 klassen), (ii) de recente⁹ en (iii) minder recente¹⁰ historiek als werknemer in de private sector gemeten door de volgende indicatoren: het aantal kwartalen arbeidservaring, een indicator gelijk aan één als men in de overeenstemmende periode helemaal niet heeft gewerkt, het gemiddelde aandeel van een voltijdsequivalent dat men tewerkgesteld was, het aandeel daarvan dat men als arbeider (en dus niet als bediende) tewerkgesteld was, het gemiddelde voltijds equivalente bruto-inkomen uit arbeid in die perioden. Om deze vergelijkbaarheid te verhogen gebruiken we behalve deze informatie over de arbeidsgeschiedenis ook individuele en huishoudkenmerken, zoals geslacht, de provincie van de woonplaats, het huishoudtype (alleenstaand of koppel met of zonder kinderen, ander), de huishoudgrootte in 5 klassen en de aanwezigheid van personen jonger dan 18 of ouder dan 65 in het huishouden. Een uitgebreide beschrijving van de gebruikte variabelen kan de lezer terugvinden in de bijlage bij het Engelstalige onderzoeksrapport.

Op deze oudere leeftijden, d.i. tussen 52 en 61 jaar in 2002, hebben in België al veel mensen de arbeidsmarkt verlaten. Deze inactieven zijn niet erg bruikbaar om de effecten van de lastenverlaging op tewerkstelling te meten, omdat het onwaarschijnlijk is dat deze maatregel ze weer massaal aan het werk zou brengen: die ageert eerder op de retentie dan op de instroom in werk. We mogen de inactieven echter niet zomaar uitsluiten van de steekproef, want dat zou leiden tot een selectiviteits-vertekening. Om de steekproef maximaal te bevolken met individuen die beïnvloed worden door de lastenverlaging, kozen we voor een endogeen gestratificeerde steekproef waarin we de inactieven rond de periode van de hervorming ondervertegenwoordigden, terwijl we diegenen oververtegenwoordigden die een overgang van of naar werk maakten. Doordat deze stratificatie gelieerd is aan de uitkomsten waarin we geïnteresseerd zijn, is dit een endogene steekproef. Om vertekening te vermijden dienen we de waarnemingen bij zulke endogene steekproeftrekking op gepaste wijze te wegen. In de Engelstalige versie bespreken we de details van deze weging. Dit resulteerde uiteindelijk in een steekproef van 243.655 individuen (153.655 mannen en 90.282 vrouwen).

3. METHODE

In essentie is de methode gebaseerd op de zogenaamde “verschil-in-verschillen” (ViV)-schatter. Om het effect van de loonlastenverlaging te meten, vergelijken we de evolutie van een uitkomst (bv. tewerkstelling) tussen een moment dat de invoegetreding voorafgaat (vóór 2002) en een later moment (na 2002) voor een oudere en jongere

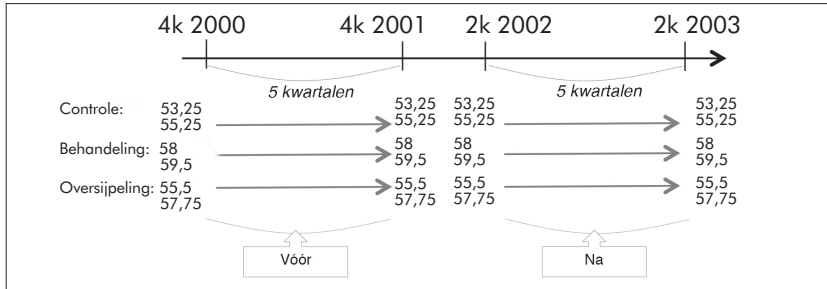
(9) 7-11 kwartalen vóór meting van de uitkomst.

(10) In de periode van 5,5 jaar tot, al naargelang van de controlevariabele, 10,75 of 28 jaar vóór meting van de uitkomst.

die in aanmerking komen voor de lastenverlaging en een jongere groep die niet gerechtigd is. De evolutie meet het verschil tussen twee uitkomsten over de tijd. Als we deze verschillen tussen de twee leeftijdsgroepen van elkaar aftrekken, dan verkrijgen we de ViV-schatter. De evolutie voor de oudere groep meet niet alleen het effect van de maatregel, maar ook het autonome verloop van de uitkomst over de tijd zonder de interventie. Om een zuiver effect van de interventie te meten, gaat de ViV-schatter ervan uit dat de evolutie van de uitkomst voor jongere groep een goede benadering is van het autonome verloop voor de oudere groep. Onder deze veronderstelling kunnen we het effect voor de oudere groep schatten door het tweede verschil van het eerste af te trekken.

Om het effect van de lastenverlaging te meten, moeten we in rekening brengen dat ze niet alleen effecten kan sorteren op individuen ouder dan 58, maar dat de effecten ook kunnen *oversijpelen* naar jongeren en dit om minstens twee redenen. Ten eerste gaan de verwachte loonkosten van jongere werknemers ook omlaag, omdat voor hen de lastenverlaging ook ingaat van zodra zij 58 worden. Deze *anticipatie* is belangrijker naarmate men dichter bij de leeftijdsgrens van 58 jaar is. De oversijpeling kan echter ook in omgekeerde richting gaan. Omdat jongere werknemers relatief duurder worden dan oudere, zullen werkgevers de neiging hebben om jongere werknemers sneller met brugpensioen te sturen dan ouderen. Dit is een *substitutie-effect*. Zonder rekening te houden met het *anticipatie-effect* is dit effect ook belangrijker naarmate men de leeftijd van 58 jaar nadert, want hoe kleiner het leeftijdsverschil, hoe meer substitueerbaar individuen zijn. Dit heeft implicaties voor de analyse, welk van deze twee effecten ook domineert. De leeftijd van de controlegroep moet dus zodanig gekozen worden dat deze oversijpelingseffecten verwaarloosbaar klein worden. In onze analyse leggen we de leeftijdsgrenzen van deze controlegroep vast tussen 53,25 en 55,25 jaar. De behandelde groep is tussen 58 en 59,5 jaar oud.¹¹ Ten slotte beschouwen we in de analyse ook de oudere controlegroep, tussen 55,5 en 57,75 jaar oud, als een “behandelde” groep. Door de evolutie in uitkomsten van deze groep met de controlegroep te vergelijken, krijgen we meer inzicht in het belang van de oversijpelingseffecten.

(11) Oudere mannen komen nog wel in aanmerking voor de lastenverlaging, maar ze werden niet weerhouden in de steekproef. Bovendien zijn ze ook nog minder vergelijkbaar met de jongere controlegroep, wat een correcte identificatie van het causale effect in de weg kan staan.

FIGUUR 3: VIV OP BASIS VAN VEELVOUDIGE DOORSNEDEGEGEVENS: VASTE LEEFTIJDGROEPEN

Figuur 3 probeert het onderzoekspzet nog eens anschouwelijk voor te stellen. We vergelijken de evolutie van de uitkomsten van een behandelde groep (58-59,5, of 55,5-57,75, wanneer we oversijpelingseffecten bestuderen) met deze van een controlegroep (53,25-55,25). We meten voor deze vaste leeftijdsgroepen de uitkomsten gedurende 5 kwartalen vóór de invoering van de lastenverlaging (tussen het 4^{de} kwartaal van 2000 en 2001) en gedurende de 5 kwartalen die hierop volgen (tussen het 2^{de} kwartaal van 2002 en het 2^{de} kwartaal van 2003).¹²

Een aantal complicaties verhinderen dat we de standaard ViV-schatter kunnen toepassen. Ten eerste verschilt de samenstelling van de jongere controle- en de oudere behandelde groepen gemiddeld genomen van elkaar. Om de vergelijkbaarheid van deze groepen te verhogen, wegen we de data met de controlevariabelen vermeld in sectie 2. We doen dit op basis van de zogenaamde semiparametrische methode van “omgekeerde kansweging” – “inverse probability weighting” (IPW). Deze weging zorgt ervoor dat de evoluties van de meeste uitkomsten vóór interventie (d.i. zonder lastenverlaging) voor de controle- en behandelde groepen met elkaar overeenstemmen. Dit is essentieel, want de ViV-schatter kan het effect van de lastenverlaging enkel identificeren indien aan deze voorwaarde is voldaan. Voor twee uitkomsten – de tewerkstellingskans en de kans om te blijven werken – volstaat deze weging echter niet. We stellen vast dat voor de jongere groep de tewerkstellingskans en de kans om aan het werk te blijven trager afneemt met de tijd dan voor oudere groepen. De geleidelijke toename in de scholingsgraad van de jongere generaties kan dit verklaren. Onze gegevens bevatten immers geen informatie over de scholingsgraad, zodat ze

(12) Om ermee rekening te houden dat werkgevers de introductie van de lastenverlaging konden anticiperen, wordt het 1ste kwartaal van 2002 niet meegerekend in de controleperiode vóór de interventie.

deze verschillende evoluties niet in rekening kunnen brengen.¹³ Om dit probleem op te lossen, schatten we op basis van de periode vóór 2002 het verschillende groeipad voor de verschillende leeftijdsgroepen. Vervolgens extrapoleren we deze differentiële trend in de periode na invoering van de lastenverlaging. Onze placebotesten suggereren dat de ViV-schatter valide wordt van zodra deze rekening houdt met deze differentiële autonome evoluties. Dit was echter enkel het geval voor mannen. Voor vrouwen bleven deze placebotesten de validiteit van de aangepaste ViV-schatter echter verwerpen. Daarom rapporteren we enkel de resultaten voor mannen.¹⁴

4. RESULTATEN

In eerste instantie gingen we na of de loonlastenverlaging de kans op tewerkstelling voor de volledige groep mannen tussen 58 en 59,5 jaar oud verhoogt. Onze resultaten bevestigen dit, maar het effect is klein: de kans verhoogt met 0,4 procentpunten¹⁵ en is niet significant verschillend van nul. Dit ligt in de lijn van de verwachtingen, want we vermeldde reeds dat er voor de meerderheid van deze oudere mannen een loon-productiviteitswig bestaat, waardoor de loonsubsidie hoogstens het verlies van de werkgever kan milderen dat de tewerkstelling van deze oudere werknemers met zich meebrengt. Niettemin argumenteerden we dat de loonlastenverlaging werkgevers ertoe zou kunnen aanzetten om werknemers minder snel op brugpensioenen te sturen en bijgevolg langer aan het werk te houden. Om deze hypothese te toetsen zonderden we een deelpopulatie van werknemers af die zeven kwartalen vóór het moment waarop we het effect van de maatregel maten, aan het werk waren¹⁶ en die een meer dan gemiddelde kans hadden om op brugpensioenen te gaan.¹⁷ Helemaal in lijn van de verwachtingen, vinden we voor deze groep dat de lastenverlaging de kans om aan het werk te blijven op significante wijze, met 2,2 procentpunten verhoogt, en dat het tegelijkertijd de kans dat deze groep met

(13) In een placebotest bakent men twee deelperiodes af in de periode die de lastenverlaging voorafgaat (d.i. in de controleperiode), en past men de methode toe op deze deelperiodes. Aangezien de maatregel nog niet in voege is, evalueert men dus geen echte interventie, maar een “placebo”-interventie. Indien men dan toch een significant effect van deze placebo-interventie vindt, dan is het twijfelachtig dat de veronderstellingen waarop de methode gebaseerd is, valide zijn.

(14) Kwalitatief verschillen de resultaten voor vrouwen niet van deze voor mannen, maar aangezien de placebotesten verworpen worden, zijn ze mogelijk vertekend en is er dus geen wetenschappelijke basis om ze te rapporteren.

(15) Omdat op die leeftijd er minder dan 20% mannen werkt (zie figuur 1), is het relatieve effect bijna zesmaal groter, maar nog steeds klein: 2,3%.

(16) De keuze van zeven kwartalen vóór de meting maakt dat deze deelgroepen niet aan het werk kunnen zijn als gevolg van de loonlastenverlaging, aangezien we de behandelde groep niet langer dan zes maanden volgen. Deze keuze vermijdt bijgevolg dat de samenstelling van de deelpopulaties door de maatregel beïnvloed zou worden en vermijdt op die wijze vertekening in het geschatte effect.

(17) We kiezen werknemers die lid zijn van een paritair comité waarvoor in de periode vóór de lastenverlaging de kans om rond 58 jaar uit werk te stromen, hoger dan gemiddeld was. Omdat op die leeftijd veel werknemers op brugpensioenen gaan, bepalen we op die wijze een groep met hoog risico op brugpensioenen.

brugpensioen gaat, significant met 3,7 procentpunten verlaagt. We waarschuwen echter ook voor oversijpelingeffecten naar de jongere groep – tussen 55,5 en 57,75 jaar oud – die juist niet gerechtigd is op de loonlastenverlaging. Onze analyses tonen aan dat er inderdaad zulke effecten zijn en dat substitutie belangrijker is dan anticipatie. Hierdoor wordt het positieve tewerkstellingseffect gedeeltelijk tenietgedaan. Voor deze jongere groep vinden we immers dat de kans om aan het werk te blijven, met 1,0 procentpunt daalt terwijl de kans op brugpensioen met 1,9 procentpunten stijgt. Hoewel enkel het tweede effect statistisch significant van nul verschilt, kunnen we statistisch niet uitsluiten dat de twee effecten in absolute waarde aan elkaar gelijk zijn. Dit laatste ligt opnieuw in lijn met de theoretische verwachting dat de lastenverlaging en de nettokosten voor brugpensioen communicerende vaten zijn. We stellen bovendien vast dat voor de groep met lage kans op brugpensioen (de 55,5 tot 57,5-jarigen) de effecten dicht bij nul zijn en dat er geen enkel hiervan significant van nul verschilt. Bovendien bevestigt een aantal gevoeligheidsanalyses deze resultaten. We meten bijvoorbeeld zeer gelijkaardige effecten voor een deelpopulatie van werknemers die zeven kwartalen vóór de meting in de industrie tewerkgesteld was. Dit verrast niet, want het is welbekend dat de industriële sector intensief gebruik maakt van brugpensionering.

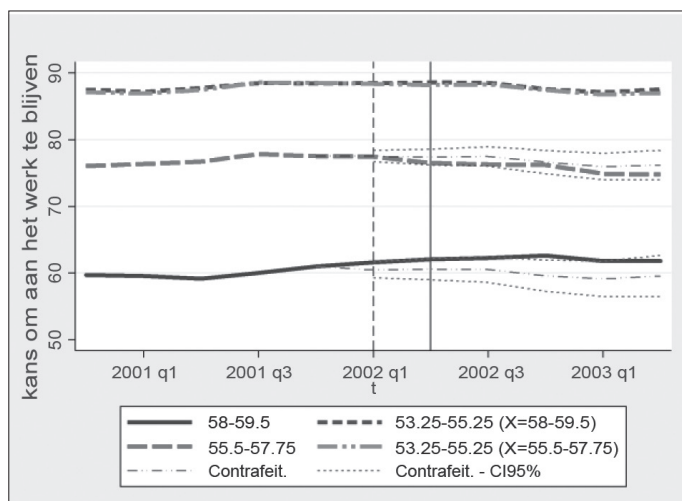
Omdat de loonlastenverlaging forfaitair is, is het voordeel voor de werkgever verhoudingsgewijs hoger voor werknemers met lage lonen en kunnen we een hoger effect van de lastenverlaging voor deze groep verwachten. We vinden hier echter geen evidentie voor. Mogelijk is dit omdat in onze steekproef een belangrijk deel van de lage loontrekkers niet in aanmerking komt om met brugpensioen te gaan, terwijl dit de enige groep is waarvoor de lastenverlaging werkt.¹⁸ We gingen ook na of het effect verschilde tussen arbeiders en bedienden en tussen grote en kleine bedrijven, maar voor geen enkel van deze deelgroepen was het effect statistisch verschillend van nul.

Om een beter inzicht te verwerven in de werking van onze methode, illustreren we aan de hand van twee figuren hoe onze analyse hogergenoemde effecten identificeert. We beperken deze illustratie tot de deelpopulatie met een hoge kans op brugpensioen, omdat we enkel voor deze groep significante effecten vonden. In figuur 4 geven de bovenste twee, bijna samenvallende stippellijnen de tijdsevolutie weer van het aandeel van de jongste controlegroep (tussen 53,25 en 55,25 jaar oud) dat na 7 kwartalen nog aan het werk is. De figuur toont twee evoluties omdat we deze controlegroep vergelijkbaar maken met de twee behandelde groepen, de groep ouder dan 58, die in aanmerking komt voor de loonlastenverlaging ($X=58-59,5$), en de oudere controlegroep (tussen 55,5 en 57,75 jaar oud), voor wie we de oversijpelings-

(18) We konden echter niet nagaan of *binnen* de groep werknemers met een bovengemiddeld risico op brugpensioen het effect van de loonlastenverlaging groter was voor de groep met een laag loon dan voor die met een hoog loon. De steekproef is te klein om deze verdere opdeling te maken.

effecten meten ($X=55,5-57,75$). Noteer dat de tijdsevoluties in de figuur reeds werden gecorrigeerd voor de differentiële trend die er tussen deze leeftijdsgroepen bestaat. De onderste ononderbroken lijn geeft de tijdsevolutie van hogergenoemd aandeel weer voor de behandelde groep, tussen 58 en 59,5 jaar oud. Aangezien deze oudere werknemers versneld stoppen met werken (zie figuur 1), is het aandeel dat aan het werk is, veel lager dan voor de jongste controlegroep. De evolutie van dit aandeel is in de controleperiode, vóór 2002, heel gelijkaardig voor deze twee leeftijdsgroepen. Nadien loopt de evolutie daarentegen duidelijk uiteen. Om dit te illustreren toont de onderste groene stippellijn de evolutie vanaf 2002 van het aandeel voor de vergelijkbare jongste controlegroep en de stippeltjeslijnen eromheen het 95% betrouwbaarheidsinterval hiervan.¹⁹ Het verschil tussen de ononderbroken blauwe lijn en de groene stippellijn komt overeen met de puntschatting van het effect van de lastenverlaging. Dit verschil, en dus het effect, is dus duidelijk positief. Bovendien kan men vaststellen dat de bovenste grens van het betrouwbaarheidsinterval ongeveer samenvalt met de ononderbroken lijn. Dit wil zeggen dat het significantieniveau van het effect ongeveer 5% bedraagt.

FIGUUR 4: EFFECT VAN DE LOONLASTENVERLAGING OP DE KANS OM AAN HET WERK TE BLIJVEN – WERKNEMERS MET EEN HOOG RISICO OP BRUGPENSIOEN



(19) Omdat deze evoluties op basis van steekproefgegevens worden bepaald, is er een zekere foutenmarge. Het 95% betrouwbaarheidsinterval geeft het interval aan waarbinnen met 95% betrouwbaarheid de werkelijke evolutie voor de populatie zich bevindt.

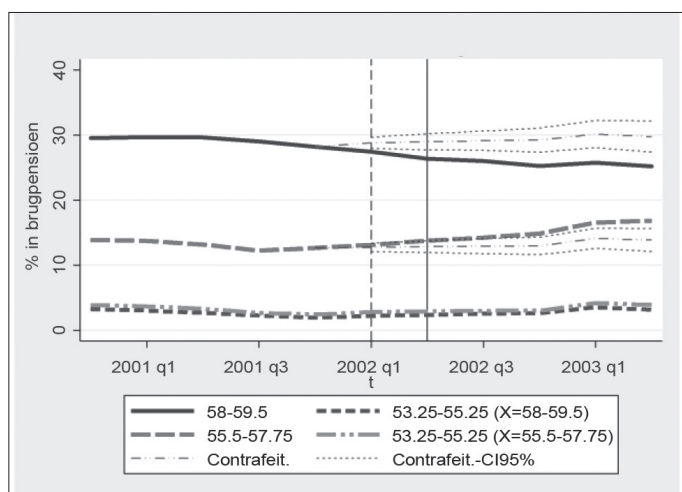
De roze stippellijn in het midden van figuur 3 geeft de evolutie weer van de oudste controlegroep en de groene stippellijn, vanaf 2002, die van de jongste controlegroep. Aangezien de groene stippellijn meestal uitstijgt boven de roze, geeft dit aan dat de lastenverlaging niet alleen de oudere groep, die voor de verlaging in aanmerking komt, langer aan het werk houdt, maar dat ze tegelijkertijd de retentie van de onmiddellijk jongere groep verlaagt: dit suggereert gedeeltelijke substitutie. Het betrouwbaarheidsinterval omvat echter de roze stippellijn. Dit impliceert dat het negatieve effect niet statistisch significant verschilt van nul.

Figuur 5 toont met een vergelijkbare grafische analyse van de effecten van de lastenverlaging op de transitie naar brugpensioen. We kunnen hier duidelijk waarnemen dat de lastenverlaging de overgang naar brugpensioen voor de oudste groep verlaagt, terwijl het die overgang voor de oudste controlegroep duidelijk verhoogt.

Ten slotte onderzochten ook nog de effecten op de arbeidsduur en op het loon. Ongeacht de kans op overgang naar brugpensioen, vonden we een statistisch significant positief effect van de lastenverlaging op de arbeidsduur. Het effect was echter klein. De elasticiteit bedroeg slechts 0,13. Dit wil zeggen dat een lastenverlaging ten bedrage van 10% van de loonkost de arbeidsduur slechts met 1,3% doet toenemen. Deze toename is bijna volledig het gevolg van een afname van het aandeel dat minder dan 30% van een voltijds uurrooster werkt. Dit is logisch, want deze groep kwam niet in aanmerking voor de lastenverlaging. Dit aandeel zakte ten gevolge van de maatregel met 13%, maar omdat er slechts weinig mannen in deze categorie vallen, is het globaal effect op de arbeidsduur klein.

Het effect van de lastenverlaging op het uurloon wordt in elke specificatie zeer dicht bij nul geschat en is nooit statistisch significant. Dit is compatibel met de hypothese van een loon-productiviteitswig voor deze oudere werknemers. Dit maakt het voor de werknemers zeer moeilijk om zich een deel van de loonlastenverlaging via een hoger onderhandeld loon toe te eigenen.

FIGUUR 5: EFFECT VAN DE LOONLASTENVERLAGING OP DE KANS OM EEN BRUGPENSIOEN OP TE NEMEN – WERKNEMERS MET EEN HOOG RISICO OP BRUGPENSIOEN



5. KOSTEN-BATENANALYSE

Om een idee te krijgen van de netto maatschappelijke baat of kost van deze loonlastenverlaging voerden we een kosten-batenanalyse uit. Hiervoor berekenden we de effecten van de maatregel op drie indicatoren, telkens gemeten per gecreëerde job:

- *de bruto budgettaire kost*: dit is de gemiddelde kost voor de overheid van de lastenverlaging zonder rekening te houden met de gedragseffecten van de maatregel;
- *de netto budgettaire kost*: dit is de gemiddelde nettokost voor de overheid van de lastenverlaging, nadat de baten werden afgetrokken, d.i. de belastinginkomsten en sociale bijdragen die de gecreëerde jobs genereren en de uitkeringen (grootendeels in de vorm van werkloosheidsuitkeringen voor vervroegde pensioneringen) die de overheid had moeten betalen indien deze extra banen niet waren gecreëerd;
- *de netto maatschappelijk baat (of kost)*: dit is de extra productiewaarde die deze jobcreatie genereert, verminderd met de opportuniteitskost van werk en de efficiëntiekosten die de belastinginning voor de financiering van de netto budgettaire kost met zich meebrengt.²⁰

De netto budgettaire kost wordt in kosten-batenanalyses vaak als criterium gebruikt. Nochtans is dit enkel correct vanuit het standpunt van de overheid. Vanuit een maatschappelijk standpunt is dit enkel een transfer van de ene burger naar de

(20) Hogere belastingen kosten aan de maatschappij omdat mensen hierdoor minder werken en sparen.

andere. Vanuit een efficiëntiestandpunt is de maatregel enkel zinvol indien ze toelaat om met dezelfde middelen netto meer te produceren. Dit verantwoordt de keuze van ons derde criterium. Dit criterium heeft echter ook beperkingen, niet het minst omdat het geen rekening houdt hoe deze extra productiewaarde over de burgers verdeeld wordt. Met de beschikbare gegevens was de berekening van zulke verdeling echter niet mogelijk.

We gingen in deze kosten-batenanalyse van twee scenario's uit. In een eerste scenario kenden we de lastenverlaging toe aan, zoals in werkelijkheid, de volledige populatie ouder dan 58. In het tweede scenario richtten we de subsidie enkel op de deelpopulatie met een hoge kans op brugpensioen. In het eerste scenario is de lastenverlaging een dure en ongewenste maatregel die duidelijk negatief scoort op alle drie indicatoren. Elke jobcreatie heeft de overheid bruto *per maand* 6.693 EUR en netto 3.992 EUR gekost, terwijl de maatschappelijke kostprijs op 2.776 EUR geschat wordt. Indien we de lastenverlaging daarentegen hadden kunnen richten op de populatie met hoge kans op brugpensioen, dan zouden de maatschappelijke kosten veel lager geweest zijn. De bruto- en nettokosten zouden dan maar, respectievelijk, 3.252 EUR en 659 EUR bedragen hebben, terwijl de gerichte maatregel netto per extra job 353 EUR zou opbrengen. Deze kosten-batenanalyse is echter te rooskleurig. Ze houdt er geen rekening mee dat het negatieve tewerkstellingseffect voor de ietsjes jongere groep globaal het positieve effect op de tewerkstelling gedeeltelijk ongedaan maakt. De kost van dit negatieve effect werd niet berekend, maar men kan er van uit gaan dat hierdoor zelfs een gerichte lastenverlaging voor de maatschappij een netto negatief resultaat zou opleveren.

Deze kosten-batenanalyse is echter maar een ruwe schatting. Bij een gebrek aan informatie dienden we een aantal vereenvoudigende veronderstellingen te maken. Zo weten we bijvoorbeeld niet hoeveel belastingen elk individu op zijn arbeidsinkomen betaalt en werden de belastinginkomsten geschat door het bruto arbeidsinkomen te vermenigvuldigen met het gemiddelde tarief in 2002 (OESO, 2015). Om de productiewaarde van de jobcreatie te berekenen, veronderstellen we dat die gelijk is aan de loonkost vermenigvuldigd met één min de gemiddelde geschatte loon-productiviteitswig voor werknemers tussen 58 en 59,5 jaar oud. Volgens schattingen van Vandenberghe et al. (2013) is deze wig gelijk aan 15,7% van de loonkosten. We volgen Greenberg en Robins (2008) door de opportuniteitskost van vrije tijd gelijk te stellen aan de helft van het nettoloon vermeerderd met de bijdragen aan de sociale zekerheid. De totale efficiëntiekost van de belastinginning schatten we door de netto budgettaire kost van de lastenverlaging te vermenigvuldigen met de *marginale* efficiëntiekost min één. De marginale efficiëntiekost van de belastinginning wordt voor België geschat op twee (Kleven en Kreiner, 2006; Barrios Cobos et al., 2013).

Om de robuustheid van de resultaten voor deze veronderstellingen te kunnen beoordelen, voeren we gevoeligheidsanalyses uit met een set van alternatieve hypothesen: (i) omdat oudere werknemers meer dan gemiddeld verdienen, vervangen we het gemiddelde belastingtarief voor 2002 door het gemiddelde tarief voor een inkomen van 133% van het gemiddelde inkomen; (ii) we beschouwen als extreme alternatieve waarden voor vrije tijd nul en het volledige nettoloon vermeerderd met de bijdragen aan de sociale zekerheid; (iii) de marginale efficiëntiekost van de belastinginning stellen we gelijk aan de minimum- of maximumwaarde waarop Kleven en Kreiner (2006) die schatten, namelijk aan 1,41 en 3,23 in de plaats van twee. Hieruit blijkt dat de resultaten in het eerste scenario kwalitatief robuust zijn. In het tweede scenario vinden we echter dat de maatschappelijke netto baat in een heel aantal alternatieven (zelfs zonder rekening te houden met de hogergenoemde substitutie-effecten) omslaat in een nettokost. Tot slot dienen we wel te benadrukken dat deze kosten-batenanalyse rudimentair blijft en geen rekening houdt met de impact op de verdeling van het inkomen, noch op de gezondheid.

6. BESLUIT

In dit onderzoek bestudeerden we de effecten op tewerkstelling en lonen van een loonlastenverlaging van 400 EUR per kwartaal die de Belgische overheid in 2002 voor werknemers ouder dan 58 jaar invoerde. Op dit ogenblik besteedt de overheid nog steeds aanzienlijke middelen aan zulke permanente loonlastenverlagingen voor oudere werknemers. Hierdoor blijft deze onderzoeksvraag uiterst beleidsrelevant.

Er bestaat slechts heel beperkt internationaal wetenschappelijk onderzoek dat zich over deze onderzoeksvraag heeft gebogen, maar datgene dat dit deed, rapporteert zeer kleine, statistisch niet-significante effecten van zulke maatregelen. Onze onderzoeksresultaten bevestigen deze bevindingen en bieden hiervoor een verklaring. In vele landen, inclusief het onze, overstijgen de lonen van oudere werknemers de productiviteit. Werkgevers maken dus verlies met het in dienst houden van deze groep. Ze danken deze werknemers niet af omdat ontslagvergoedingen te hoog zijn en/of om de sociale vrede te behouden. Een loonlastenverlaging is dus niet nodig om deze werknemers aan het werk te houden. Dit verandert van het moment dat deze werknemers in aanmerking komen voor brugpensioen. Door het brugpensioen kunnen werkgevers immers zonder sociaal conflict hun te dure oudere werknemers laten afvloeien. Vanaf dat moment kan een loonlastenverlaging deze uitstroom uit de arbeidsmarkt vertragen, omdat ze het voor de werkgever voordeliger maakt om de werknemers te behouden. We stellen inderdaad vast dat de lastenverlaging van 2002 de kans dat werknemers met een hoog risico op brugpensioen aan het werk blijven, significant met 2,2 procentpunten heeft verhoogd en vinden tegelijkertijd dat hierdoor de kans op instroom in brugpensioen met een gelijkaardig percentage is gezakt. Maar zelfs al vinden we een beduidend positief effect van de lastenverlaging

op de tewerkstelling van deze groep, toch is het netto effect op de totale tewerkstelling klein. We vonden immers evidentie dat het positieve tewerkstellingseffect voor de groep die in aanmerking komt voor de lastenverlaging, gedeeltelijk ongedaan gemaakt wordt door het verlies van tewerkstelling voor de iets jongere groep.

Op basis van een kosten-batenanalyse concluderen we dat per gecreëerde baan en per maand de maatschappelijke kosten de baten van de loonlastenverlaging met ongeveer 2.800 EUR overtroffen. Indien de overheid de maatregel zou kunnen richten op werknemers met een hoge kans op brugpensioen, dan lijkt de maatregel op het eerste gezicht wél een netto voordeel voor de samenleving te kunnen opleveren. Maar dit is schijn, omdat dit geen rekening houdt met de hogergenoemde negatieve substitutie-effecten voor de groep die juist te jong is om in aanmerking te komen voor een lastenverlaging.

Op basis van onze analyse kunnen we dus duidelijk besluiten dat een lastenverlaging gericht op oudere werknemers deze groep nauwelijks langer aan het werk houdt en dat dit netto meer kost voor de maatschappij dan dat dit opbrengt. Leeftijd is dus geen zinvol criterium om lastenverlagingen op doelgroepen te richten. Dit wil niet zeggen dat lastenverlagingen geen efficiënt instrument kunnen zijn om de tewerkstelling te bevorderen. In voorgaand onderzoek (bv. Cockx et al., 2005; Dejemeppe en Van der Linden, 2015) hebben we herhaaldelijk aangetoond dat substantiële en permanente loonlastenverlagingen voor voldoende lage lonen wel belangrijke positieve tewerkstellingseffecten kunnen genereren. Het is dus een kwestie van dit instrument op de juiste manier te richten.

Deze resultaten doen de vraag rijzen hoe we ouderen dan wél langer aan het werk kunnen houden. Eén optie is de verhoging van de brugpensioenleeftijd. Dit lijkt een maatregel die veel goedkoper en effectiever is dan een loonlastenverlaging. Niettemin veronderstelt dit dat werkgevers werknemers tot aan deze hogere leeftijd in dienst houden en niet vroeger ontslaan of laten afvloeien naar ziekte- of invaliditeitsuitkeringen. De recente verhogingen van de brugpensioenleeftijd lijken inderdaad gepaard te zijn gegaan met een aanzienlijke toename van deze uitkeringen (Nationale Bank van België, 2016). Dit verband is niet noodzakelijk causaal, maar recent internationaal onderzoek heeft zulke oorzakelijke verbanden al vaak bevestigd. Niettemin dienen zulke negatieve effecten, als ze zouden bestaan, afgewogen worden tegen andere. Om de sociale vrede te behouden zouden werkgevers door de verhoging van de brugpensioenleeftijd in de plaats van meer werknemers te laten afvloeien er ook toe kunnen worden aangezet om meer te investeren in opleidingen van hun werknemers, d.i. in productiviteitsverhogingen. Verder lijkt het ook onvermijdelijk dat dit meer druk zal zetten op de anciënniteitsvergoedingen en dat dit zal leiden tot een ander loonbeleid. In dit geval zou de loon-productiviteitswag op een directe wijze afgebouwd worden in de plaats van indirect via loonsubsidies. Verder onderzoek is nodig om hierover duidelijkheid te verschaffen.

BIBLIOGRAFIE

Albanese, A. en Cockx, B., Permanent Wage Cost Subsidies for Older Workers: An Effective Tool for Increasing Working Time and Postponing Early Retirement?, *IZA Discussion Paper*, nr. 8988, IZA, Bonn, 2015.

Ammermüller, A., Boockmann, B., Maier, M. en Zwick, T., Eingliederungszuschüsse und Entgeltsicherung für Ältere: Analysen auf Basis natürlicher Experimente. Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, *Quarterly Journal of Economic Research*, 75(3), pp. 49-66, 2006.

Barrios Cobos, S., Saveyn, B. en Pycroft, J., The Marginal Cost of Public Funds in the EU: The Case of Labour Versus Green Taxes, *Taxation papers*, 35, Publications Office of the European Union, 2013.

Boockmann, B., Zwick, T., Ammermüller, A. en Maier, M., Do Hiring Subsidies Reduce Unemployment Among Older Workers? Evidence from Natural Experiments, *Journal of the European Economic Association*, 10(4), pp. 735-764, 2012.

Brussig, M., Bernhard, S., Jaenichen, U. en Zwick, T., Zielstellung, Förderstrukturen Und Effekte Der "entgeltsicherung"-Erfahrungen Mit Einem Kombilohn Für Ältere Arbeitnehmerinnen Und Arbeitnehmer, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 39(3/4), pp. 491-504, 2006.

Cataldi, A., Kampelmann, S. en Rycx, F., Does it pay to be productive? The case of age groups, *International Journal of Manpower*, 33, pp. 264-283, 2012.

Cockx, B., Sneessens, H., Van der Linden, B., Batyra, A., Cardullo, G., Dejemeppe, M., Denni, M., Goebel, C. en Moreno, E., *Evaluations micro- et macro-économiques des allègements de la parafiscalité en Belgique*, Politique scientifique fédérale en Academia Press, Gent, 2005.

Claes, T., La Prépension Conventionnelle (1974-2012), *Courrier hebdomadaire du CRISP*, 2154(29), pp. 5-94, 2012.

Dejemeppe, M., Smith, C. en Van der Linden, B., Did the Intergenerational Solidarity Pact increase the employment rate of the elderly in Belgium? A macro-econometric evaluation, mimeo, IRES, Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, 2015.

Dejemeppe, M. en Van der Linden, B., Réductions des cotisations patronales: tout miser sur les bas salaires, Regards économiques (www.regards-economiques.be), 118, 2015.

Europese Commissie, Europe 2020. A Strategy for Smart, Sustainable and Inclusive Growth, Communication from the Commission, COM (2010) 2020 final, 3 maart 2010, 2010.

Eurostat, Employment rates by sex, age and nationality, lfsa_ergan, 2015.

Greenberg, D. en Robins, P., Incorporating nonmarket time into benefit-cost analyses of social programs: An application to the self-sufficiency project, *Journal of Public Economics*, 92(3-4), pp. 766-794, 2008.

Huttunen, K., Pirttilä, J. en Uusitalo, R., The Employment Effects of Low-Wage Subsidies, *Journal of Public Economics*, 97(C), pp. 49-60, 2013.

Katz, L., Wage Subsidies for the Disadvantaged, *NBER Working Paper*, nr. 5679, 1996.

Kleven, H. J. en Kreiner, C., The Marginal Cost of Public Funds: Hours of Work Versus Labor Force Participation, *Journal of Public Economics*, 90(10-11), 1955-1973, 2006.

Lazear, E., Why Is there Mandatory Retirement?, *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1261-1284, 1979.

Nationale Bank van België, Jaarverslag, 2016.

OESO, OECD.StatExtracts, 2015, www.stats.oecd.org (bezocht op 02/04/2015).

Vandenbergh, V., Waltenberg, F. en Rigo, M., Ageing and Employability. Evidence from Belgian Firm-Level Data, *Journal of Productivity Analysis*, 40(1), pp. 111-136, 2013.

INHOUDSTAFEL

**PERMANENTE LOONLASTENVERLAGINGEN VOOR OUDERE WERKNEMERS.
EFFECTIEF INSTRUMENT VOOR BEHOUD VAN TEWERKSTELLING EN VOOR
UITSTEL VAN BRUGPENSIOEN?**

1.	VRAAGSTELLING EN VERWACHTINGEN	355
2.	DATA	360
3.	METHODE	361
4.	RESULTATEN	364
5.	KOSTEN-BATENANALYSE	368
6.	BESLUIT	370
	BIBLIOGRAFIE	372